

日本の大学院の需要・供給の現況

—マイクロ・マクロデータを用いた進学・就職・収入に与える影響要因の分析*¹—

村澤昌崇
(広島大学)

本稿では学校基本調査等マクロデータと SSM2005 および 2015 のマイクロデータを用い、日本の大学院の進学需要と供給、労働市場における需要と供給の状況を分析しつつ、大学院の収入に与える効果を推定した。その結果、マクロデータの分析からは、大学院への進学は、大学院の供給拡大による進学需要の創出と景気低迷による大卒者の失業回避策により促されるが、労働市場における大学院需要の影響は受けていないこと、他方就職に関しては景気動向の影響を受けており、構造的供給過剰が生じていることが明らかになった。マイクロデータ分析では、家庭の学歴資本を背景に若年時の能力の高い者が大学院進学をしているが、大学院修了後の収入においては、特に男性はその大学院の“肩書”の優位性はなく、相応の仕事や地位に就くことによって初めてその優位性が発揮されることが確認された。学術的には、大学院修了者については、人的資本論やシグナリング理論よりも、仕事競争モデルの現実妥当性が高いことが推察された。ただし女性の場合、大学院の肩書き自体が収入における優位性をもたらしており、その学歴の人的資本論・シグナリング理論的な説明の方が妥当性をもつ。この結果を踏まえ、大学院に相応しい仕事の創出や、大学院への理解の促進、日本の将来にとって真に必要な大学院規模の検討の必要性が示唆された。

キーワード：大学院、学歴、仕事競争モデル、Heckit モデル

1. 研究の背景

日本の大学院は、多様な量的拡大政策から 20 年以上が経過したが、政策に反してその需給のミスマッチが持続している。衆目を惹くものとしては、設置数・志願者ともに激減した法科大学院（政策）の事実上の失敗、経営大学院（MBA）・会計大学院等専門職大学院の不振など、芳しい状況ではない。

このような状況の中、政府および関係機関はこれまで各種対策を継続して実施してきた（文科省平成 18 年「大学院教育振興施策要綱」、文部科学省平成 24 年度「大学改革実行プラン」、日本学術振興会「大学院教育改革支援プログラム」「組織的な大学院教育改革推進プログラム」（平成 19～24 年）、文部科学省「卓越大学院プログラム」（平成 30 年～）。しかしながら現在は、国際競争を勝ち抜く研究力強化の方向性での改革が主導されており、高度専門職業人養成に関する方向性は不透明である。

ただ、最近 5 年間の学校基本調査の数値（卒業者に占める就職者の割合、正規職員割合等）

¹ 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

によると、大学院修了者の就職率は60%から70%を超えている。この数値だけを見れば、大学院修了者が労働市場に評価されたかの様相を呈する。しかしながらこの状況も、この5年間で東日本大震災からの復興需要、アベノミクスによる景気浮揚による人材需要の拡大期でもあることを踏まえると、大学院が正当に市場に評価された故の就職率上昇なのかどうかは、判断を保留する必要がある。

このような状況を踏まえ、本稿では、最新のSSM調査データその他諸々のデータを用い、大学院の現状を評価する。具体的には、公開統計を用いて大学院の進学需要と労働市場への供給の趨勢をマクロレベルで確認し、SSM 個票データでは、大学院進学、大学院修了者の収入に与える効果を分析することを通じて、日本の大学院の機能を検証する。

2. 大学院の現状と先行研究の検討

2.1 日本の大学院の現状

まず、日本の大学院の現状を簡単に振り返っておこう。学校基本調査によれば、大学院の規模は1955年の時点では10,174人、1985年には69,688人となり、30年間でおよそ7倍の規模にまで成長した。その後30年を経た2015年には249,474人まで増加し、現況(2017年)では、289,088人(2017/12/11時点)に達した。実に60年間でおよそ30倍の拡大をしていることになる。国際比較(学部学生数に対する大学院学生の比率:『諸外国の教育統計』平成27年版)をしてみると、日本の大学院生比率は9.8%であるが、アメリカ(16.2)、イギリス(34.8)、フランス(76.3)、ドイツ(60.5)、中国(12.2)、韓国(14.9)と比して低いことがわかる。この数値から、日本は高度人材を育成する基盤が弱いとも言えるし、労働市場における大学院人材需要が低い=労働市場から必ずしも求められていない、とも言えるだろう。

2.2 先行研究の検討: 大学院への進学

このように、日本の大学院はその規模がニッチであったためか、対象とした研究も多くは無いが、いくつか存在する。たとえば、浦田(2004)、藤村(2014)は、マクロデータ(学校基本調査等)を用い、大学院進学の効果を検証した。その結果大学院進学には、所得(+)、制度(大学院収容力:+)、景気(大卒無業者率(+)、院卒無業者率(-))の効果が見られた。ただし、時系列データ特有の系列相関を方法的に制御していない点や、分析の対象期間中に実施された大学院政策(大学院重点化、部局化:1991年~)による大学院進学者規模の構造変化の可能性をモデル化していない点など、分析モデルの精緻化に課題を残す。村澤(2005)はマイクロデータ(SSM2005年調査)により、パーソン×ピリオド型データを構成し、大学院進学を説明するための個人要因と時代要因そして制度・政策要因を同時にモデル化した。その結果、大学院進学に与える個人要因として、年齢(-)、性別(男性ダミー:+)、婚姻状態(+)、父親の職業階層(+)、国立大学出身(+))の効果を見いだした。さらに、時代効果(+))、

大学院の需要量の効果（大卒者数：+）、供給量の効果（研究科数：+）、制度的慣性効果（前年度大学院進学者数：+）を見いだした。ただし、標本データにおける大学院経験者数が極めて少なく、推定精度には難があるという課題がある。

2.3 先行研究の検討：大学院への進学

大学院のもたらす効果については、情報の非対称性を根拠に市場評価の信頼性・妥当性に疑義を呈する研究（濱中 2015）、賃金関数をもとに大学院の優位性を見出す研究（柿澤・平尾・松繁・山崎・乾 2014, 島・藤村 2014, 濱中 2011, 2013, 矢野 2015）、仕事競争モデルに基づく学歴別賃金カーブの推計により、大学院卒の優位性を指摘する研究（大谷・梅崎・松繁 2003）、社会階層と職種を加味した上で大学院卒の賃金優位性が消え大学院人文系の賃金上の劣位性が示された研究（村澤 2010）、就職における理系優位と文系劣位を見出す研究（平尾 2015）などがあり、結論の一致を見ない。教育効果全般に視野を広げても、人的資本仮説、仕事競争モデル仮説、職業仮説（労働需要を反映した職種、職階により賃金が決まる）等が示す学歴の効果は収斂しない（三谷・小塩 2012、島・藤村 2014、島 2016 など）。

そこで本稿では、SSM2015 および 2005 のデータを用いて、可能な限り先行する諸仮説を分析モデルに組み込み、大学院の効果の検証を試みる。

3. 大学院への進学：分析

3.1 マクロデータによる分析

まず、公開マクロデータを用いて、大学院進学の影響要因の分析を行う。用いるデータと変数は以下の通りである。

○分析期間：1968～2015 年

○分析モデル（用いた変数）

・被説明変数：大学院進学率（修士進学者数¹⁾／大学卒業者数¹⁾）

・説明変数：

① 供給要因(t-1)：収容力（修士定員²⁾／大学卒業者数¹⁾）とその2乗

② 家計要因(t-1)：教育費負担（学生支出³⁾／月額可処分所得⁴⁾×12）

③ 景気要因(t-1)：大卒無業率¹⁾、修士・博士卒無業率¹⁾（無業者／卒業者数）、リーマンショックダミー(2009-2010 年=1,他の年=0)

④制度要因：大学院重点化ダミー(1991～2015=1、その他=0)

⑤社会要因：東日本大震災ダミー(2012-2013 年=1,他の年=0)

○方法：時系列回帰(OLS, FGLS¹⁾, Newey-West の修正²⁾)³⁾

○データ：1)文科省『学校基本調査』、2)文教協会『全国大学一覧』、3)文科省『学生生活調

査』、4)総務省『家計調査』の各年版

※tは時間（単位：年度）を表す。t-1は1年のラグがあることを意味する。

分析結果は表1に示した。OLSでは系列相関が確認されたので、Newey-Westの修正およびFGLSを適用した結果も合わせて提示した。この分析結果を見ると、大学院収容力、大学院収容力の2乗、重点化ダミーが一貫して有意であることがわかる。そして、大卒無業者率がデータ全体と男性限定データで有意であった。このことから、大学院の供給・拡充および大卒失業回避によって促進された大学院進学であり、労働市場の大学院需要（修士・博士無業者率）と連動していないことがわかる。つまり、入口の段階ですでに量的には大学院と労働市場はミスマッチしていることが推察される。さらに、収容力と収容力の2乗が有意であることから、収容力と大学院進学は逆U字関係であり、収容力拡大に伴う大学院進学者数の上昇が逡減していることを意味する。この結果は、収容力拡大に伴う質の低下による進学抑制が生じているのかもしれない。

表1 大学院進学の影響要因：マクロデータによる分析

	計			男			女		
	OLS	NW GLS test		OLS	NW GLS test		OLS	NW GLS test	
切片	.0226		.0801	.0594		.0997	.0610		.0612
収容力(t-1)：中心化	1.3597 ***	***	.7335 **	1.6030 ***	***	.8432 **	1.0808 ***	***	.9786 ***
収容力2乗(t-1)	-7.2524 ***	**	-6.0409 *	-7.8621 ***	*	-5.4013	-8.6179 ***	***	-8.9068 ***
教育費負担(t-1)	.0147		-.0008	.0107		-.0033	-.0003		-.0003
大卒無業者率	.0630 +	*	.0859 *	.0444		.1261 **	.0225		.0253
修士卒無業者率(t-1)	-.1290 +	*	-.0623	.0100		-.0436	.0089		-.0039
博士卒無業者率(t-1)	.0469		.0520	-.0006		.0506	-.0099		-.0015
重点化ダミー	.0234 ***	**	.0112 *	.0290 ***	*	.0126 *	.0241 ***	**	.0200 ***
リーマンショックダミー	.0055	+	.0046	.0097 +	*	.0069	.0040	*	.0032
東日本大震災ダミー	-.0040		-.0036	-.0045		-.0041	-.0044		-.0040
トレンド(1968年基準中心化)	-.0009 +	*	.0010	-.0009	*	.0014	-.0003		.0000
トレンド二乗	.0000		.0000	.0000		.0000	.0000		.0000
p			.8063 ¹⁾			.7886 ¹⁾			.3952 ²⁾
Adj.R ²	.9913 ***			.9900 ***			.9870 ***		
D.W.	1.5310 ***			1.7240 ***			1.5320 ***		

※NWtest=Newey-Westの修正は分散共分散行列（標準誤差、t値、p値）を修正する。係数は変わらない。

1) 信頼区間に0が含まれないので、「系列相関はゼロ」は棄却された。

2) 信頼区間に0が含まれるので、「系列相関はゼロ」は棄却されなかった。

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

3.2 マイクロデータによる分析

次に、SSMデータを用いて、大学院学歴の影響要因の分析を行った。なお、大学院卒のデータを確保するため、SSM2005年のデータもチェインした。その結果、サンプルサイズは13,559名である。この中で大学院卒は244名である。社会的文脈の要因も検討するため、各調査対象者が22歳時点の年における大卒無業者率、修士卒無業者率、博士卒無業者率をデータ化してモデルに組み込んだ⁴。

用いた変数は以下の通りである。

○被説明変数：大学院卒 = 1，その他 = 0 のダミー変数

○説明変数：

- ① 調査年：2015年 = 1，2005年 = 0 のダミー変数。
- ② 年齢（実数）
- ③ 父学歴、母学歴（教育年数）
- ④ 父職威信（父親の仕事の内容を1995年SSM職業威信スコアに変換）
- ⑤ 中3時成績（上の方 = 5、やや上の方 = 4、真ん中あたり = 3、やや下の方 = 2、下の方 = 1）
- ⑥ 15歳時の暮らし向き（豊か = 5、やや豊か = 4、ふつう = 3、やや貧しい = 2、貧しい = 1）
- ⑦ 完全失業率（調査対象者が22歳時点の完全失業率：総務省統計局「労働力調査」の各年版）
- ⑧ 修士無業率・博士無業率（調査対象者が22歳時点の修士・博士無業率：「学校基本調査」各年版）

分析結果は表2に示した。男女とも、父親の学歴と中3時成績が有意であり、景気指標は有意では無い。このように、個人レベルのデータでは、大学院進学（大学院卒）には家庭の学力資本と本人の学力により達成されることが推察される。

表2 大学院学歴取得の規定要因

	GLM推定			
	被説明変数			
	大学院卒 = 1、その他0			
	男		女	
(切片)	-10.129	1.595 ***	-10.546	2.511 ***
調査年	.503	.315	1.005	.500 *
年齢	-.001	.024	-.044	.037
父学歴	.208	.060 ***	.269	.101 **
母学歴	.110	.068	.015	.098
父職威信	.001	.012	.026	.017
中3時成績	.879	.132 ***	.703	.211 ***
15歳時のくらしむき	.070	.151	-.046	.242
完全失業率	.149	.259	.658	.392
修士無業率	-7.253	8.355	-23.535	14.154
博士無業率	-.126	5.040	2.363	7.898
McFadden R-sq.		.182		.173
Deviance		576.75		278.69
AIC		598.75		300.69
BIC		659.33		363.84
N		1,820		2,300

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

これまでの分析を総括すると、大学院の進学には、マクロレベルでは大学院の定員拡大と

大卒者の失業回避が大学院進学のパッシュ要因となりつつ、ミクロレベルでは、家庭の学歴資本と本人の学力の高さが大学院進学をプッシュすることが明らかになった。

4. 大学院の効果：分析

4.1 マクロデータによる分析

本節では、大学院の効果を検証する。まず、マクロデータを用いた分析を以下展開する。大学院の効果判定する従属変数には、大学院就職率（学校基本調査）を用いた。説明変数は以下の通りである。

○分析期間：1968～2015年

説明変数：

- ① 景気要因：20～24歳の完全失業者数（総務省「労働力調査」各年版）、新規求人倍率（総務省「労働力調査」各年版）、リーマンショックダミー(2009-2010年=1,他の年=0)
- ② 家計要因：可処分所得（2015年基準、月額、単位は10万）
- ③ 供給要因：大学院進学率(2年ラグ)
- ④ 大学院制度要因：重点化ダミー(1991～2015=1、その他=0)
- ⑤ 社会要因：東日本大震災ダミー(2012-2013年=1,他の年=0)

分析モデルには、OLSを用い、線形モデルとコブ=ダグラス型モデルを検討し、決定係数と、AIC値から線形モデルを採用した。これをベースとして系列相関と誤差分散不均一性を修正するために Newey-Watson 修正、FGLS を適用した。

表3 大学院の効果：就職率

	計			男			女		
	OLS	NW GLS test	GLS	OLS	NW GLS test	GLS	OLS	NW GLS test	GLS
切片	.8680 ***		.5749 **	.9553 ***	***	.7213 **	.6197 +	*	.3882
完全失業者数 (20～24歳)	-.0023 **		-.0021 *	-.0017 *	*	-.0035 *	-.0056		.0015
新規求人倍率	.0197 +		-.0153	.0217 *		-.0136	.0114		-.0281
可処分所得 (10万)	.0014		.0659	-.0047		.0452	-.0079		.0325
大学院進学率(t-2)	-.1840		.0556	-.5771		-.0802	.6110		.1588
トレンド (1968年基準:中心化)	.0018		-.0009	.0032 *		.0005	.0054 *	**	.0039
トレンド二乗	-.0001 +		.0001	-.0001		.0000	-.0002		.0001
重点化ダミー	.0146		-.0032	.0293		.0054	.0488		.0037
リーマンショック	.0105		.0039	.0082		.0053	.0129		-.0186
東日本大震災ダミー	-.0023		-.0081	.0041		-.0057	-.0140		-.0101
ρ			.8729 ¹⁾			.8263 ¹⁾			.6867 ¹⁾
Adj.R ²	.4787 ***			.5338 ***			.8054 ***		
D.W.	.6626 ***			.7690 ***			1.1277 ***		

※NWtest=Newey-Westの修正は分散共分散行列（標準誤差、t値、p値）を修正する。係数は変わらない。

1) 信頼区間に0が含まれないので、「系列相関はゼロ」は棄却された。

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

分析結果は表3に示した。データ全体および男性データでは、景気（失業者数）の影響が

見られる。供給・制度・社会要因の影響は見られない。女子はいずれの変数も有意では無い (GLS の列)。

4.2 マイクロデータによる分析

続いて、SSM データを用いて大学院の効果を検証してみよう。用いるデータは大学院進学分析と同様、SSM2005、2015 年データをチェーンしたものである。ただし、分析のターゲット (従属変数) が個人収入なので、年齢を 60 歳未満とした。60 歳を超えると、定年により賃金プロファイルが大きく変化することが理由である。

以下、賃金や収入を説明する仮説と対応する変数を示した。

1 次項：

- 調査年 (2015 年 = 1、2005 年 = 0 のダミー変数)
- 政令指定都市 (政令指定都市 = 1、その他都市 = 0 のダミー変数)
- 属性：①性別 (男性 = 1、女性 = 0 のダミー変数)
- 社会階層：②父母学歴、③15 歳時の暮らし向き (貧しい～豊かの 5 段階)
- 既得の能力：④中学 3 年生時の成績 (下の方～上の方の 5 段階)
- スキルモデル I (学歴や労働経験年数により賃金が決定される)：
 - ・学歴の人的資本仮説、シグナリング効果仮説：⑤大卒／大学院卒／その他の 3 カテゴリ (ベースライン = その他) で構成される変数
 - ・職場訓練による人的資本蓄積仮説：⑥労働経験年数 (現年齢 - 初職時年齢)、⑦労働経験年数の 2 乗
- タスクモデル (職種・職階、仕事の内容により収入や賃金が決定される。Autor et al. (2003)、Acemoglu and Autor (2010)、三谷・小塩 (2012) など)：
 - ・⑧「職場における自らの経験・能力の発揮可能性」⑨「職場での裁量性」(「自分の仕事の内容やペースを自分で決めることができる」「職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映させることができる」「個人的な理由で休みをとったり早退したりすることができる」「自分の能力が発揮できる」「自分の経験を生かせる」「仕事と家庭を両立できる」の 6 項目を因子分析を通じて抽出した 2 因子)⁵：自らの経験・能力が発揮できる、あるいは裁量性のある職種・職階、仕事の内容である、とみなすことができる。
 - ・⑩従業上の地位：経営者／常時雇用／自営業／その他 (ベースライン = その他) の 4 カテゴリで構成される変数
 - ・⑪職種：専門・管理／事務販売／ブルーの 3 カテゴリ (ベースライン：ブルー) で構成される変数
- 補償賃金仮説 I (賃金は仕事の負担に応じて支払われる。特に危険な仕事には相応の賃金

が支払われる。Ehrenberg & Smith (2003)、久米 (2010)) : ⑫超過労働時間 (1 週間の労働時間が 40 時間越え = 1、それ以外 0)

○企業規模 : ⑬従業員数 (中小企業、大企業、官公庁 (ベースライン=中小企業) の 3 カテゴリーで構成される変数)

二次項 : 本人大卒学歴、大学院卒学歴と他の変数の交互作用

○仕事競争モデル I (学歴に応じて賃金プロファイルが異なる。Thurow (1976)) : ⑭学歴ダミー×労働経験年数 (および 2 乗)

○仕事競争モデル II (学歴に応じて生産性の異なる仕事・職務に就くことができ、それが賃金の差に繋がる) : ⑮学歴ダミー×「職場での裁量性」の交互作用項、⑯学歴ダミー×従業員上の地位 (経営者、常勤雇用、自営業) の交互作用項

○補償賃金仮説 II : ⑰学歴ダミー×1 週間あたり労働時間 40 時間越え

○スキルモデル II (学歴に応じて経験や能力 (の発揮可能性) が異なり、その差が賃金の差を生む) : ⑱学歴ダミー×「職場での経験・能力の発揮可能性」の交互作用項

分析には GLM(対数正規分布を仮定)、Heckman の 2 段階推定、Heckman の 2 段階推定 (最尤法による推定) を用いた⁶。特に後者の Heckman の 2 段階推定(以下 Heckit モデル)を用いたのは、今回のように収入を従属変数とする場合、就業者に限定されることによるセレクション・バイアスが生じる可能性を否定できないからである。そこで第 1 段階の推定には、就業 = 1、非就業 = 0 を従属変数とし、年齢、年齢の 2 乗、健康状態 (よい = 5、4 = まあよい、3 = 普通、2 = あまりよくない、1 = わるい) を説明変数としたプロビットモデルを構成し、第 2 段階では第 1 段階の情報を加味した収入の推定を行う⁷。

分析結果は表 4、表 5 に示した。Heckit モデルによれば、逆ミルズ比が有意な負の効果を示しており、Heckit モデルの ML 推定の rho も有意である。これは、セレクション・バイアスが生じており、それを考慮していない GLM 推定はバイアスを生じていることを意味している⁸。また、逆ミルズ比は第 1 段階での「就業」の“観察のされなさ” ⇨ 非就業を意味しているため、就業していないものは賃金が低いことを意味している。

以下、分析結果を追っていこう。

- 二つのモデルともに、男性の大卒ダミーそれ自体は負の効果を示している。職種・職階といったタスク、労働経験や既得の能力、企業規模等を統制した場合、大衆化を迎えた今日では、大卒という“肩書き”だけでは通用しなくなっているということだろうか。さらに、大学院の効果は見られない。ただし、女性は ML 推定では大卒は正の効果、大学院卒は両モデルともに正の効果を持っており、女性において特に大学院の学歴は収入においてプレミアがあるようである。このことから、女性の大学院学歴は、スキルの証

明として人的資本・シグナリングの効果のあることが推察される。

- 中3時学力は有意である。生得的あるいは若年期までに形成された能力は、社会人になってからも収入に影響を及ぼしている。
- 労働経験年数は、男性では両モデルとも一次項は正の効果を持つが、女性では一貫性がない。二次項はML推定のみ有意である。男性のみ、労働経験年数に応じた賃金が支払われていることが伺われる。
- 職種・職階（従業上の地位）は、男性において「事務・販売」職の効果、女性においてModel2の「自営業」の効果が見られない以外は、ほぼ全て有意である。つまり、収入は“タスク”に応じて支払われている側面が強いと言える。
- 企業規模の効果については、大企業・官公庁は中小企業に比してより多くの収入をもたらしていることが示されている。
- 週の労働時間が40時間を超える場合、Model1の女性以外は効果が見られる。すなわち、危険や過酷な労働には、相応の対価が支払われるとする補償賃金仮説の説明力が有効であることが伺われる。
- 「職場での自らの経験・能力の発揮可能性」が男女ともに有意である。自らの経験や能力＝スキルが収入に影響を与えている。

これまでの結果を見る限り、特に男性に関しては、大学院卒の直接的効果は見られない。しかし、交互作用を検討してみると、幾つか有意な効果が見られる。大学院卒カテゴリとの交互作用で有意なのは、政令指定都市（+、男性のみ）、労働経験年数（+、男性のmodel1のみ）、経営者（+、男性のみ）、常勤雇用（+、男性のみ）、自営業（+、男性のmodel2のみ）、「職場での自身の経験・能力の発揮可能性」（+、女性のmodel1のみ）、「職場での裁量性」（+、男性のmodel2のみ）であった。つまり、男性の大学院修了者は、労働経験を重ねること、経営者の職階に就くか常勤雇用されること、あるいは自らの経験や能力を生かせるor裁量のある仕事を任されることを通じて初めて、賃金における優位性を確保できることを示すものである。言い換えれば、その学歴に望ましい仕事を得ることで初めて大学院相応の能力を発揮し、結果としてそれが賃金に繋がると言える。この結果から、Thurow（1976）の指摘するところの、仕事競争モデルが大学院修了者には現実的である言えるかもしれない。裏を返せば、大学院修了という“肩書き”だけでは賃金の差は生じにくく、人的資本論・シグナリング理論では説明は難しい、ということになる。

ちなみに、大卒カテゴリとの交互作用で有意であったのは、労働経験年数とその2乗（1次項+、2次項-、男性のみ）、職種（専門・管理、事務販売、ともに+、男性のみ）、「職場での自身の経験・能力の発揮可能性」（+、男性のmodel1のみ）、「職場での裁量性」（+、男性のmodel1と女性のmodel2のみ）であった。大卒についても、大卒という“肩書き”のみ

では収入における優位性は確保できず、その学歴に相応しい仕事にありつくことが優位性の条件である、と言えそうである。

表 4 収入の影響要因の分析

説明変数	Heckmanの2段階推定									
	第2段階：被説明変数 log(個人収入+0.5)				第1段階：被説明変数 就労の有無（有職者 = 1、その他 = 0）					
	男性		女性		男性		女性			
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
(切片)	4.730	.179 ***	4.172	.268 ***	(切片)	-2.859	.667 ***	-.254	.400	
調査年	-.046	.028 *	.023	.048	年齢	.187	.032 ***	.015	.019	
政令指定都市	.002	.043	.047	.052	年齢の2乗	-.002	.000 ***	.000	.000	
大卒	-.571	.205 ***	.104	.072	健康状態	.299	.046 ***	.141	.026 ***	
大学院卒	-.926	.602	.419	.216 *						
中3時成績	.035	.017 **	.051	.025 **						
労働経験年数	.021	.011 *	.022	.012 *						
労働経験年数の2乗	.000	.000	.000	.000						
事務販売	.050	.038	.153	.055 ***						
専門管理	.174	.053 ***	.266	.067 ***						
経営者	.802	.089 ***	.863	.142 ***						
常勤雇用	.649	.053 ***	.980	.050 ***						
自営業	.357	.074 ***	.170	.116						
大企業	.295	.030 ***	.281	.052 ***						
官公庁	.219	.049 ***	.253	.078 ***						
労働時間週40時間越え	.096	.026 ***	.075	.062						
職場で自身の経験や能力を發揮可能	.056	.021 ***	.072	.034 **						
職場での裁量	-.003	.026	-.033	.036						
大卒 × 政令指定都市	.061	.065								
大学院卒 × 政令指定都市	.340	.141 **								
大卒 × 中3時成績	-.007	.028								
大学院卒 × 中3時成績	.146	.073 **								
大卒 × 労働経験年数	.041	.014 ***								
大学院卒 × 労働経験年数	-.068	.038 *								
大卒 × 労働経験年数の2乗	-.001	.000 ***								
大学院卒 × 労働経験年数の2乗	.001	.001								
大卒 × 事務販売	.137	.074 *								
大学院卒 × 事務販売	.177	.338								
大卒 × 専門管理	.170	.085 **								
大学院卒 × 専門管理	.074	.289								
大卒 × 経営者	.088	.144								
大学院卒 × 経営者	.947	.484 *								
大卒 × 常勤雇用	.007	.098								
大学院卒 × 常勤雇用	1.034	.389 ***								
大卒 × 自営業	.179	.130								
大学院卒 × 自営業	.725	.454								
大卒 × 職場での自身の経験や能力を發揮可能	.059	.036 *								
大学院卒 × 職場での自身の経験や能力を發揮可能	.327	.097 ***								
大卒 × 職場での裁量	.251	.126 **								
大学院卒 × 職場での裁量	-.140	.356								
R2	.328		0.286							
Adjusted R2	.317		0.279							
sigma	.694		1.128							
rho	-1.229		-.713							
Inverse Mills Ratio	-.853	.255 ***	-.804	.369 ***						
N	2,417		3,002							

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

興味深いのは、大卒については職種との交互作用が有意であり（大学院修了では有意性が

棄却)、大学院修了については従業上の地位との交互作用が有意であった(大卒では有意性が棄却)点である。この結果は、大学院修了者が大卒以上のアドバンテージを発揮できる職種があるわけではなく、どの職種でも大卒相当の評価をされていると解釈できる。この解釈は、先行調査の経団連(2007)や、製造業の研究開発部門限定ではあるが篠田・鐘ヶ江・岡本(2014)による産業界の声(成果主義が基本で博士課程修了者ということだけで優遇はしない、学歴による給与の差は設けていない、修士なら学卒+2年、博士なら修士+3年の年数が加味されているだけ、等)とも一致する。むしろ大卒を超える大学院修了者固有の効果は、職場内において適切な職階・地位(管理職、常勤雇用という身分保障)を得て初めて発揮されることを示している、と言えるかもしれない。

表5 収入の影響要因の分析(その2)

説明変数	Heckmanの2段階推定(ML)								
	第2段階:被説明変数 log(個人収入+0.5)				第1段階:被説明変数 就労の有無(有職者=1、その他=0)				
	男性		女性		男性		女性		
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	
(切片)	4.639	.133 ***	4.515	.166 ***	(切片)	-2.244	.628 ***	.182	.340
調査年	-.043	.027	-.027	.036	年齢	.148	.031 ***	.000	.017
政令指定都市	-.013	.042	.083	.039 **	年齢の2乗	-.002	.000 ***	.000	.000
大卒	-.584	.188 ***	.182	.049 ***	健康状態	.256	.040 ***	.044	.016 **
大学院卒	-.440	.479	.244	.144 *					
中学3年時の成績	.038	.013 ***	.053	.019 ***					
労働経験年数	.029	.009 ***	.016	.011					
労働経験年数の2乗	.000	.000 *	.000	.000					
事務販売	.050	.037	.177	.042 ***					
専門管理	.162	.052 ***	.283	.051 ***					
経営者	.284	.029 ***	.211	.040 ***					
常勤雇用	.205	.049 ***	.218	.059 ***					
自営業	.093	.025 ***	.155	.041 ***					
大規模企業	.797	.085 ***	.881	.104 ***					
官公庁	.594	.051 ***	.738	.039 ***					
労働時間週40時間越え	.391	.069 ***	.279	.084 ***					
職場で経験・能力を発揮可能	.060	.021 ***	.060	.026 **					
職場の裁量	.007	.026	-.027	.030					
大卒×政令指定都市	.079	.063							
大学院卒×政令指定都市	.339	.136 **							
大卒×労働経験年数	.043	.014 ***							
大学院卒×労働経験年数	-.057	.037							
大卒×労働経験年数の2乗	-.001	.000 ***							
大学院卒×労働経験年数の2乗	.001	.001							
大卒×事務販売	.141	.072 **							
大学院卒×事務販売	.194	.317							
大卒×専門管理	.186	.082 **							
大学院卒×専門管理	.179	.264							
大卒×経営者	.056	.138							
大学院卒×経営者	.969	.423 **							
大卒×常勤雇用	.000	.094							
大学院卒×常勤雇用	.996	.334 ***							
大卒×自営業	.158	.122							
大学院卒×自営業	.725	.398 *							
大卒×職場での裁量	.052	.035	.203	.054 ***					
大学院卒×職場での裁量	.238	.098 ***	-.096	.225					
Log Likelihood	-2462.6		-4381.0						
sigma	.631	.010 ***	1.233	.022 ***					
rho	-.871	-.019 ***	-.971	-.003 ***					
N	2,417		3,002						

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

4. 総括と考察

これまでの分析をまとめると以下のようなだろう。

- ① マクロデータ分析では、大学院への進学は、大学院の供給拡大による進学需要の創出および景気低迷による大卒者の失業回避策により促されているが、労働市場における大学院需要の影響は受けていない。それ故に自己増殖性が高いと言える。他方就職に関しては、景気動向の影響を受ける。つまり日本の大学院は、構造的供給過剰が生じていることになる。政府主導の学生定員管理が、設置基準の大綱化以降柔軟になったとはいえ、もともと硬直性の高いものであるため、制度上供給のミスマッチが組み込まれている側面はあるものの、大学院重点化を始めとした大学院拡充政策が失敗に終わっていることは否めないであろう。
- ② マイクロデータ分析では、大学院への進学は、家庭の学歴資本を背景に若年時の能力の高い者が進学を選択している。つまり、大学院進学者はその素質において質を担保されていると言える。ただし収入においては、男性の場合は、仕事競争モデルによる説明が現実的に妥当性を持っており、若年時の高い能力に担保された大学院の“肩書”だけでは優位性はなく、相応の仕事や地位に就くことによって初めて優位性が発揮される。言い換えれば、大学院修了者には、これは、大学院の肩書が人的資本としてのシグナルを有するまでには至らないことを意味し、その人材を試してみても初めてその価値が認識されている、とも言える。女性の場合は、大学院修了者であること自体が収入における優位性をもたらしており、大学院修了証が人的資本論としてのシグナルの効果を持っていることが窺われる。

以上の総括を踏まえるならば、男性の大学院修了者は、その供給過剰の現況においては、相応の職種・職階や仕事にありつけた者が給与面では「勝ち組」となれるが、大学院という“肩書き”のみで通用するほど甘くは無い。労働市場の大学院修了男性に対する評価は慎重である、と言えそうである。他方、女性については大学院修了証自体に「賃金プレミアム」（柿澤ほか 2014、平尾ほか 2015）が本研究においても確認されたことから、ことさら男性大学院修了者には厳しい時代下にある、とも言えそうである。

ただし、大学院が無効であったわけではない。相応しい職・地位に就くことで収入におけるアドバンテージがあるのだから、現況の大学院規模を所与とするならば、平尾ほか（2015）が指摘するように、大学院修了者に相応しい職の創出と人的資源管理が社会に求められることになる。また、大学院の有効性に関する認識を高める（濱中 2015）ための大学・市場双方の取組や、大学院修了者の大卒代替雇用も考えられる。大学院の質の向上も必要であるが、現況においては乏しい財源に不相応の改革が求められており、結果としては大学教職員の疲弊による質の低下が否めないのも、見通しは明るいとは言えないだろう。あらためて、日本社会の将来設計も踏まえた、大学院の適正規模を検討することも喫緊の課題であるとも言えよ

う。

[注]

- 1 Feasible Generalized Least Squares：実行可能一般化最小2乗法のこと。福地・伊藤（2011）を参照。
- 2 時系列分析において系列相関と不均一分散が同時に発生する場合に行う修正方法。福地・伊藤（2011）を参照。
- 3 これらの分析には統計ソフト R ver.3.4.3.(R core team 2017)を用いた。ols には lm 関数を、FGLS にはライブラリ nlme(Pinheiro et al. 2017)の gls 関数を用いた。表 3 の分析も同様。
- 4 ただし、マクロ分析で検討した収容力、各種ダミーはモデルに組み込んでいない。今後のモデルの改善は別稿に譲る。
- 5 因子の抽出には、MAP 基準 (Minimum Average Partial)、BIC、平行分析 (Parallel Analysis) を実行し、2 因子抽出が望ましいと判断した。その上で最尤推定法、Geomin 回転を用い他分析を行い、次の結果を得た。各因子を「職場における自らの経験・能力の発揮可能性」「職場での裁量性」を表す因子であると命名した。それぞれの因子得点を説明変数として用いた。分析には統計ソフト R ver.3.4.3.(R core team 2017)のライブラリ psych (Revelle 2017) および GPArotation(Bernaards & Jennrich 2005)を用いた。

補表 1 職場での可能性についての因子分析（最尤法・Geomin 回転）

	①能力・経験 の発揮可能性	②仕事の 裁量性	共通性	独自性	複雑性
自分の能力が発揮できる	.877	.012	.782	.218	1.000
自分の経験が生かせる	.762	.002	.582	.418	1.000
自分の仕事の内容やペースを自分で決めることができる	-.039	.798	.603	.397	1.000
職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映させることができる	.285	.511	.512	.488	1.570
個人的な理由で休みを取ったり早退したりできる	.092	.389	.201	.799	1.110
仕事と家庭を両立できる	.158	.286	.159	.841	1.560
回転前の情報					
固有値	1.586	1.252			
寄与率	.264	.209			
累積寄与率	.264	.473			
因子間相関					
②	.582				

- 6 分析には統計ソフト R ver.3.4.3.(R core team 2017)のライブラリ sampleSelection (Toomet & Henningsen 2008) の heckit 関数および sampleSelection 関数を用いた。なお、両モデルとも収入の値に 0.5 を加えているが、その根拠は Yamamura (1999) に依拠している。

7 第1段階と第2段階で説明変数が重なる場合は、多重共線性の問題が生じ、推定結果がゆがむことが指摘されているため、本稿では各段階で異なる変数を用いて推定を行った。

8 参考までに、GLM推定を以下掲載しておく。なお、分析には、統計ソフト R ver.3.4.3.(R core team 2017)の glm 関数を用いた。収入の分布には対数正規分布を用いた。

補表2 収入の影響要因の分析

説明変数	GLM推定 被説明変数 個人収入+0.5 (対数正規分布を仮定)			
	男		女	
	Coef.	SE	Coef.	SE
(切片)	4.222	.106 ***	3.668	.093 ***
調査年	-.046	.018 **	-.034	.021
政令指定都市	-.014	.034	.157	.022 ***
大卒	-.054	.059	-.086	.115
大学院卒	-.194	.287	.456	.304
中学3年時の成績	.052	.009 ***	.090	.014 ***
労働経験年数	.061	.006 ***	.029	.005 ***
労働経験年数の2乗	-.001	.000 ***	.000	.000 **
事務販売	.034	.031	.151	.035 ***
専門管理	.142	.035 ***	.312	.037 ***
経営者	.766	.068 ***	1.042	.050 ***
常勤雇用	.515	.063 ***	.869	.033 ***
自営業	.509	.069 ***	.283	.071 ***
大規模企業	.299	.029 ***	.267	.029 ***
官公庁	.297	.049 ***	.381	.036 ***
労働時間週40時間越え	.087	.018 ***	.065	.027 *
職場での経験・能力の発揮可能性	.063	.016 ***	.058	.017 ***
職場での裁量性	.019	.016	.024	.018
政令指定都市×大卒	.125	.044 **		
政令指定都市×大学院卒	.084	.075		
大卒×事務販売	.222	.066 ***		
大学院卒×事務販売	.342	.312		
大卒×専門管理	.285	.066 ***		
大学院卒×専門管理	.341	.292		
大卒×大企業	-.064	.039	-.107	.054 *
大学院卒×大企業	.165	.091	-.352	.155 *
大卒×官公庁	-.159	.060 **	-.275	.054 ***
大学院卒×官公庁	.003	.112	-.381	.129 **
大卒×中3時学力	.000	.000	.062	.027 *
大学院卒×中3時学力	.000	.000	.011	.067
大卒×労働時間週40時間越え	.000	.000	.171	.045 ***
大学院卒×労働時間週40時間越え	.000	.000	-.021	.132
McFadden R-sq.	.352		.499	
Deviance	2E+08		5E+07	
AIC	42035.7		34129.1	
BIC	42210.1		34288.4	
N	3,015		2,692	
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01			

[文献]

- Acemoglu, D., and Autor, D. 2010. “Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings,” *NBER Working Paper*, No.16082. (<http://www.nber.org/papers/w16082>, 平成30年1月29日現在)
- Autor, David H., Levy, Frank and Murnane, Richard J. 2003. “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration,” *Quarterly Journal of Economics*, 118(4): 1279-1332.
- Bernaards, Coen A. and Jennrich, Robert I. 2005. “Gradient Projection Algorithms and Software for Arbitrary Rotation Criteria in Factor Analysis,” *Educational and Psychological Measurement*, 65: 676-696. (<http://www.stat.ucla.edu/research/gpa>, 平成30年1月29日現在)
- 藤村正司. 2014. 「大学院拡充政策の行方：今どこに立ち、次にどこに向かうのか？」『大学論集』47: 57-72.
- 藤村正司. 2016. 「大学教育と労働市場の接続：機会の罫」『教育学研究』83(2): 29-42.
- 柿澤寿信・平尾智隆・松繁寿和・山崎 泉・乾 友彦. 2014. 「大学院卒の賃金プレミアム-マイクロデータによる年齢-賃金プロファイルの分析-」『ESRI Discussion Paper』310: 1-32.
- 久米功一. 2010. 「危険に対するセルフセレクションと補償賃金仮説の実証分析」『日本労働研究雑誌』599(June): 65-81.
- 福地純一郎・伊藤有希. 2011. 『Rによる計量経済分析』朝倉書店.
- 濱中淳子. 2011. 『大学院改革の社会学：工学系の教育機能を検証する』東洋館出版社.
- 濱中淳子. 2013. 『検証・学歴の効用』勁草書房.
- 濱中淳子. 2015. 「大学院改革の隘路：批判の背後にある企業人の未経験」『高等教育研究』18: 69-87.
- 平尾智隆. 2013. 「労働市場における学歴ミスマッチ：その賃金への影響」内閣府経済社会総合研究所『ESRI Discussion Paper Series』303: 1-65.
- 平尾智隆・梅崎 修・田澤 実. 2015. 「大学院卒の就職プレミアム-初職獲得における大学院学歴の効果」『日本労務学会誌』16(1): 21-38.
- 乾 友彦・権 赫旭・妹尾 渉・中室牧子・平尾智隆・松繁寿和. 2012. 「若年労働市場における教育過剰：学歴ミスマッチが賃金に与える影響」内閣府経済社会総合研究所『ESRI Discussion Paper Series』294: 1-28.
- 三谷直紀. 2010. 「年功賃金・成果主義・賃金構造」樋口美雄編『労働市場と所得配分』慶應義塾大学出版会: 229-252.
- 三谷直紀・小塩隆士. 2012. 「日本の雇用システムと賃金構造」『国民経済雑誌』206(3): 1-22.
- 三浦一秋. 2015. 「新規大学卒業者の就業行動についての考察：ジョブ・サーチ理論を適用した就職率に影響を与える要因分析-」『京都産業大学経済学レビュー』2:47-88.
- 水月昭道. 2007. 『高学歴ワーキングプア：「フリーター生産工場」としての大学院』光文社.
- 村澤昌崇. 2011. 「大学院をめぐる格差と階層：大学院進学の規定要因と地位達成における大学院の効果」佐藤嘉倫・尾嶋史章 編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会, 第20章, 東京大学出版会: 297-311.
- 森川正之. 2013. 「大学院教育と就労・賃金：マイクロデータによる分析」経済産業研究所『REITEI Discussion Paper Series』13-j-046: 1-28.
- 日本経団連産業技術委員会・産官学連携推進部会・大学院博士課程検討会. 2007. 「大学院博士課程の現状と課題（中間報告）-次代を担う博士の育成と活用に向けて-」(<https://www.keidanren.or.jp/japanese/policy/2007/020/chukan-hokoku.pdf>, 2018年1月29日現在)

- 太田 聰一. 2012. 「大卒就職率はなぜ低下したのか：進学率上昇の影響をめぐって」『日本労働研究雑誌』 619: 29-44.
- 大谷 剛・梅崎 修・松繁寿和. 2003. 「仕事競争モデルと人的資本理論・シグナリング理論の現実妥当性に関する実証分析：学士卒・修士卒・博士卒間賃金比較」『日本経済研究』47: 41-62.
- Pinheiro J., Bates D., DebRoy S., Sarkar D. and R Core Team. 2017. *nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models*, R package version 3.1-131.
(<https://CRAN.R-project.org/package=nlme>, 平成 30 年 1 月 29 日現在)
- R Core Team. 2017. *R: A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing.(<https://www.R-project.org/>, 2018 年 1 月 29 日現在).
- Revelle, W. 2017. *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*, Northwestern University. (<https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.7.8., 2018 年 1 月 29 日現在).
- 島 一則. 2016. 「大学教育の効用についての文献研究と試験的実証分析」日本高等教育学会第 19 回大会(於：追手門学院大学)課題研究発表資料.
- 島 一則・藤村正司. 2014. 「大卒・大学院卒者の所得関数分析：大学教育経験・学習有効性認識・自己学習投資に注目して」『大学経営政策研究』 4: 23-36 頁.
- 篠田裕美・鐘ヶ江靖史・岡本拓也. 2014. 「民間企業における博士の採用と活用：製造業の研究開発部門を中心とするインタビューからの示唆」文部科学省科学技術・学術政策研究所第 1 調査研究グループ『Discussion Paper』 111:1-63.
(<http://data.nistep.go.jp/dspace/bitstream/11035/2996/5/NISTEP-DP111-FullJ.pdf>, 2018 年 1 月 29 日現在)
- 浦田広朗. 2004. 「拡大する大学院」江原武一・馬越徹編『大学院の改革（講座「21 世紀の大学・高等教育を考える」第 4 巻）』東信堂: 31-50.
- 臼井恵美子. 2013. 「多様な働き方の意義と実現性：経済学的アプローチから」『日本労働研究雑誌』 636: 37-47.
- Thurow. Lecter C. 1976. *Generating Inequality*, Basic Books.
- Toomet, O. and Henningsen, A. 2008. “Sample Selection Models in R: Package sampleSelection,” *Journal of Statistical Software*,27(7). (<http://www.jstatsoft.org/v27/i07/>, 2018 年 1 月 29 日現在)
- Yamamura, K. 1999. “Transformation using $(x + 0.5)$ to stabilize the variance of populations,” *Researches on Population Ecology*, 41: 229-234.
- 矢野眞和. 2015. 『大学の条件 大衆化と市場化の経済分析』東京大学出版会.
- 吉田 文. 2014. 『「再」取得学歴を問う-専門職大学院の教育と学習』東信堂.
- 吉田 文・橋本鉦市. 2010. 『航行をはじめた専門職大学院』東信堂.
- 渡邊 聡 (研究代表). 2014. 「米国の卓越した大学院における博士課程の教育研究環境のベンチマークに関する基礎調査研究報告書」平成 26 年度文部科学省『先導的・大学改革推進委託事業』広島大学高等教育研究開発センター.
- 渡邊 聡 (研究代表). 2015. 「米国の卓越した大学院における博士課程の教育研究環境の整備・維持する制度的・財政的メカニズムに関する調査研究報告書」平成 27 年度文部科学省『先導的・大学改革推進委託事業』広島大学高等教育研究開発センター.

Demand and Supply of Japanese Graduate Schools: Analysis of Factors Affecting Graduate School Entry, Employment, and Income of Postgraduates Employing Micro/Macro Data

**Masataka Murasawa
(Hiroshima University)**

In this paper, we conducted a causal analysis of graduate school entrance in Japan, graduates' employment after graduate school, and their income utilizing macro data from "Report on School Basic Survey" etc. and SSM data from 2005 and 2015.

Macro data analysis revealed that graduate school entrance was encouraged by graduate school supply expansion and graduates' unemployment rate. Graduates' employment was affected by the economy. These results revealed that graduate school human resources are structurally oversupplied. Micro data (SSM 2005-2015) analysis revealed that graduate school entrance is influenced by parents' educational background and his / her abilities. Furthermore, regarding income, we were unable to confirm the direct impact on men. Rather, accepting a job or position that was appropriate for them, demonstrated the advantage of that income. However, a graduate school diploma improved women's income. Essentially, for men, a job competition model is applicable while human capital theory or signaling theory holds true for women.

This proved the existence of a severe disparity between male graduate school education and the labor market. In order to solve this phenomenon, it is necessary to create jobs suitable for graduates, propagate the value of graduate schools, and adjust their scale.

Keywords: graduate school, postgraduate, job competition model, Heckit model